

# 臺灣景氣循環變動因素之實證研究

洪培元

國立雲林科技大學財務金融系

一般對於景氣循環有關學理及實證研究，大部分著重於景氣循環之預測模型及轉折點的探討居多，惟景氣循環並非具規律性，且其波動之複雜程度，幾乎難於預測。有鑑於此，本研究把重點放在景氣循環變動因素之探討，由與景氣循環相關之總體經濟變數著手，採向量自我迴歸模型（VAR）為研究方法，針對與景氣循環相關之總體經濟變數，以景氣對策信號綜合指數、貨幣供給額、工業生產指數、海關出口值、股價指數、消費者物價指數等變數之變動，來探討台灣景氣循環自民國 57 年 1 月至 92 年 12 月期間，相關總體經濟之變動情況，首先以這些變數進行 Granger 因果相關檢定，瞭解各變數之相互影響情況及領先與落後關係。接著進行向量自我迴歸模型（VAR）之預測誤差變異分解，以及衝擊反應函數圖之分析與判定各變數之間的影响互動關係。

經實證研究結果發現，台灣景氣循環之變動受總體性反應之變數，如股價指數及物價指數影響較明顯。另外發現，貨幣供給額對股價指數卻有顯著的影響及解釋能力。進一步探討台灣景氣循環處於不同期間之變動情況，結果顯示，民國 71 年 1 月至 92 年 12 月物價指數對景氣對策信號綜合判斷分數之影響性，顯然高於民國 57 年 1 月至 92 年 12 月期間。當分析模型中，列入貨幣供給額變數，做比較分析結果發現，無論在因果關係或是預測誤差變異分解，貨幣供給額變數，其重要性，顯然有取代股價指數的現象。由此得知，掌握台灣景氣循環之變動，應從貨幣供給額及物價指數兩項變數著手，因其影響效果最為顯著，此結論可供財經施政之參考。

## 1 前言

一國政府施政的目標，希望達成「低通膨、低失業、高經濟成長」的完美總體經濟數據，惟回顧人類經濟活動，景氣循環之過程，必定會有波動，主要分成復甦期、繁榮期、衰退期、蕭條期等四個表現不同的經濟情況，構成景氣循環生生不息的運行，歷史至今，這個定律的大原則，目前依舊未改變，所不同的地方，在於各國因經濟結構及發展程度不一，使得景氣循環之過程，會有所差異，同時循環週期亦會不一樣。例如，回顧近年來全球經濟發展情況，日本自 1990 年代發生資產破沫至今景氣依舊低迷不振，而美國在 2000 年經濟數據顯現，低通膨、低失業率、高經濟成長率，幾乎打破景氣循環的定律，由此得知，隨著科技革新，導致經濟結構的改變，使得景氣循環並非具規律性，因此對於循環過程之繁榮反轉成衰退，或是蕭條轉變成復甦，這轉折點之預測困難度相當高。另外關於景氣循環週期，其是否有脈絡可循？目前眾多研究文獻，試圖去尋求，至今與去預測其轉折點，同樣困難重重，無法準確掌握其循環波動之週期。

景氣循環週期之波動，其背後必有推動的因子，否則，不會無端周而復始的運行。因景氣循環是由一個國經濟活動表現之榮枯，所呈現出來波動起伏的軌跡，因此一國之經濟體系的活動，應會隨著國家整體的發展狀況，而有活絡與低迷的現象，經由這些現象交互變動的發生，促使整體的經濟活動呈現擴張或收縮的變化，而這週期性波動，大都與總體經濟變數因隨時間產生波動，具有相當之因果關係，而造成波動的原因又有所不同，主要將波動變數分成趨勢項與循環項兩種。趨勢項是指當一國勞動力增加，資本存量累積、生產技術進步，使得總產出與就業水準隨時間而不斷地增長的現象，為一種長期趨勢表現；而另外一種，即所謂的循環項，指在一個長期趨勢下，實際經濟活動之總體經

濟變數，因相互間之影響，及其與景氣循環之互動關係，而造成其波動偏離長期成長趨勢的部分，此部分，通常可根據這些總體經濟變數的變動，大致能掌握經濟繁榮或衰退的現象。

如何解開景氣循環波動之奧密，為經濟學家及相關學者專家，多年來想得到的答案，早期有 Okun (1962)，提出關於產出和失業之間存在著負向關係，之後 Evans (1989)，針對奧肯法則<sup>1</sup> (Okun law)，探討產出和失業之間循環波動關係，我們發現，由於整個經濟體系的結構會隨著時間產生改變，因此後續的研究學者，進一步將結構性轉變納入考量，如 Lee (2000) 以探討結構性轉變點前後，相關總體經濟變數的循環波動關係是否有差異。另外對於景氣循環轉折點之預測研究，近年來國內學者，大都藉由 Hamilton (1989) 所提出的馬可夫轉換模型<sup>2</sup> (Markov switching model) 來劃分出高低成長期的不同，並使用當期機率<sup>3</sup> (filtered probability) 與全期機率<sup>4</sup> (smoothed probability) 來認定台灣景氣高峰和谷底發生的時點，雖上述研究，大致都能符合經建會所公佈的台灣景氣循環基準日期，但隨著時間之經過，經濟結構之轉變，結果發現，馬可夫轉換模型在 1990 年代以前，都能夠相當準確地認定台灣景氣循環的狀態，但是在 1990 年代後期，卻失去其認定的準確性，針對此一現象，管中閔、黃裕烈、徐士勛 (2000)，Chen and Lin (2000a,b)，Chen (2001b) 的文章，分別提出不同的處理方式，由此可見景氣循環之波動，當隨著時間的經過，及國際化經濟的衝擊，更增添其複雜性，故欲掌握與預測的準確，與往昔相比，只能說難上加

---

<sup>1</sup> 指 1960 年代中奧肯 (Arthur Okun) 首先發現，大部份的國家，失業率的變動與 GDP 成長有明顯的關係，因以其名字命名，故稱為奧肯法則。

<sup>2</sup> 馬可夫轉換模型設定過程，主要將一筆時間序列資料分解成兩個部分，一個具有漂浮項的隨機漫步過程特性的變數，用以描繪資料隨時間趨勢而變動的情況，另一個為不可觀察到的狀態變數，且其跳動是服從一個一階的馬可夫鏈。

<sup>3</sup> 當所獲得的訊息集合，期間由第 1 期到第 T 期，則當期機率是指利用到第 T 期，以及過去所有的訊息集合，來判斷第 T 期狀態變數於各種狀態下所有可能發生的機率。

<sup>4</sup> 全期機率是指不僅利用到當期的訊息，以及過去所有的訊息集合，更利用第 T 期以後的訊息集合，來判斷過去每一期狀態變數於各種狀態下所有可能發生的機率。

難。

綜上所述，景氣循環週期之波動及轉折點之預測，隨著整個全球化經濟活動的連結，與科技技術提昇的速動，很難以過去一些的計量模型，簡單加以套用，而一層不變的應用推論。有鑑於此，本研究將重點擺在促成景氣循環波動原因之探討上，釐清景氣循環波動之總體經濟變數間相互影響情況，及這些變數與景氣循環之關係為何，以期掌握景氣循環波動之原因，而非去預測其未來可能的結果。

在本文第二單元裡，本研究將首先對過去有關景氣循環與總體經濟變數間之關聯性的研究發現，加以詳細探討，然後在第三單元裡，就本文有關總體經濟變數之選取及所引用之研究方法，加以說明，第四單元則對實證研究結果，做一探討與歸納，最後在第五單元裡，將就本研究之結論與建議逐一說明。

## 2 景氣循環與總體經濟變數

一般景氣循環過程中，大多數的經濟變數會呈現類似變動型態，例如在擴張期間，工業生產、就業量、物價、利率等都呈上升趨勢；而在衰退期間，這些變數相對會呈現下跌之現象。唯有些變數可能領先景氣變動，稱為領先指標（leading indicators），如股價、外銷出口之訂單、貨幣成長率等等；另外一些變數可能稍微落後景氣變動，稱為落後指標（lagging indicators），如利率、消費者物價年增率等等。又每一個循環所經歷的時間長短，以及波動幅度並不一致。本單元將就景氣循環之週期波動與轉折相關論點、股價與景氣循環之關聯性、以及影響景氣循環變動因素的研究文獻，逐一加以探討。

### 2.1 景氣循環之週期波動與轉折

長久以來，人類經濟活動，景氣循環雖廣為人所熟知、利用。但是，大多數的應用者，卻不太注意其所談論的景氣循環，是屬持續多長的型態，因此有必要對於短、中、長期景氣循環做一番深入的研究。

邱書豪（2003）在「台灣戰後景氣循環動態歷程之研究」，承襲藤原三代平

(Miyoei Shinohara, 1996)以短、中、長循環間的交互影響，描述日本戰後五十年循環動態之方法，分析戰後台灣五十年之經濟循環。實證結果顯示，中期循環(Juglar cycle)在台灣戰後五十年間共發生六次，每次循環的期間約 10 年；而短期循環(Kitchin cycle)發生九次，平均每次循環約 5 年。不僅如此，短期循環波動的擴張期和收縮期會受到中期循環、長期循環和一些外部衝擊的直接影響。清楚證明短期循環和中期循環兩者確實存在於戰後台灣經濟並且相互關聯。由此可之，若只用短期循環來分析台灣戰後五十年是不夠的，若能從短、中、長期不同循環間彼此之交互作用來分析，才能清楚地表現出戰後的動態循環。經濟學者專家除致力於探知景氣循環波動週期外，對於景氣循環之轉折點預測，亦是關注焦點，緊接著就此方面做一探討。

王君如(2002)的台灣景氣循環轉折點之預測研究，首先分析台灣景氣指標(同時指標與領先指標)其各個組成因子是否具有不對稱性，其中不對稱性主要又區分為深降(deepness)及陡峻(steeptness)。在檢定台灣景氣指標是否具有不對稱性前，由於台灣總體經濟變數多顯著的呈現隨時間成長的現象，換句話說時間數列有趨勢存在，所以必須先去掉時間趨勢。該研究使用經濟學者最常用的去除時間趨勢方法—HP 過濾器(Hodrick-Prescott filter)，之後採用兩種假設檢定方法來從事台灣景氣循環各個景氣指標是否具有不對稱性質的統計分析及實證研究，一是母數偏態檢定(parametric skewness test)，另一則是無母數三點檢定接下來，利用 Neftci 方法(1982)，來預測近期五次台灣景氣循環轉折點(turning point)發生的時間，並以此檢視目前時點上，轉折點的預測訊號是否出現。而該研究較不同之處在於 Neftci 方法(1982)中，一般所使用的事前機率是假設服從均勻分配，而該文則希望提出其他不同的、更合理的事前機率分配來從事轉折點的預測分析，並且整合預測結果以深入探討與研究。

蔡兆龍(2002)的如何準確地認定台灣景氣循環轉折點—馬可夫轉換模型之應用，該文嘗試將台灣實質國內生產毛額年增率的資料在進行模型的配適之

前，先對資料型態做適當的調整，再使用馬可夫轉換模型以及時序變動馬可夫轉換模型來進行配適，來解決由於一個國家在不同的經濟發展階段，可能因為產業結構的調整與經濟體質的變化，而導致資料中出現結構性改變的現象，以致於研究者在景氣循環轉折點的認定上出現無法認定的問題。實證結果發現，該研究將資料作適當的調整後所得到的結果與經建會所公佈的基準循環轉折點日期十分相近。由於香港、南韓的實證結果，也同樣出現結構性改變的現象，說明了結構性改變的現象是一個經濟體系發展歷程中的一個可能出現的特質。

林慶彰（2002）在臺灣景氣循環之特徵的研究，該文從其中的四個層面著手，首先以階段分析法的概念檢視臺灣景氣循環的階段過程，再以 3P 方法分析臺灣景氣變動之顯著性、普及性與持續性，接著以 Sichel 方法檢驗臺灣景氣循環之不對稱性，最後以 Neftci 方法印證轉折點位置。更具體地說，該研究以這四個面向為出發點，除根據歷史資料來找出臺灣景氣循環之特徵外；並嘗試找出臺灣第十次基準循環的高峰與谷底位置，以利了解當前景氣狀況與在循環中的相對位置，同時為臺灣景氣循環的研究帶來新的啟發。研究結果顯示，台灣與美國的景氣循環階段過程並不全然相同，再者，不對稱性確實出現在某些指標中，最後，綜合不同方法所得到的分析結果，幾乎可以確定第十次循環的高峰已經出現，至於第十次循環的谷底，則有待進一步的證據來確認。

由上述相關文獻之探討，可發現一些現象，其一為，關於景氣循環週期波動與轉折之檢驗方法或預測模型，隨時間經過與專家學者之深入研究，提出很多不同的論點與計量模式，至今尚無明確的定論。其二為，景氣循環週期波動與轉折之檢驗方法或預測模型，會因一國之經濟發展，處於不同階段，而必須做適度調整；或因不同國家，其方法應用上，可能會受到限制。

## 2.2 股價與景氣循環之關聯性

有道是，股市是經濟的櫥窗，由股市的興衰，可以反應經濟的好壞，但相對而

言，整個經濟體系中，存在許多因素會影響經濟情況，進而去影響股市的表現，因此股價與景氣循環，或與總體經濟變數之關聯性，向來為各界熱衷研究的議題，本文以下，選幾篇代表性文章，來做一探討分析。

夏光宇（2002）在「台灣股市報酬波動與景氣循環關係之研究」，該文利用 **SWARCH** 模型與其他時間序列模型，研究台灣股市報酬波動情形，比較各模型的配適與預測能力。在探討股市波動性與景氣循環的關聯性方面，發現中波動及高波動階段的機率，將會領先反應經濟指標的變化，這也象徵著股市波動機率可做為景氣變動的領先指標。另一方面，在景氣轉折點前的中高波動機率往往高於景氣轉折點後，也暗示經由模型劃分出的波動機率，可以做為景氣轉折的判別指標。舉例來說，當股市波動劇烈時，此時波動階段將會處於中高波動階段，而當波動機率達到局部最大時，也暗示景氣可能即將開始發生轉折。

黃子祐（2002）在「股價與景氣指標關聯性之研究－以台灣股市為例」，該研究係探討景氣因子與股價指數的關聯性在市場參與者結構改變下是否發生變化。研究期間自民國 70 年 1 月至 90 年 8 月依參與者結構差異劃分為兩個時期，以經建會編製的景氣指標系列為解釋變數，台灣股價指數月為被解釋變數，分別建構每時期的同期迴歸股價模式及時差迴歸股價模式。此外，藉由 **Granger** 因果關係檢定，以探討股價指數與景氣指標之領先或落後狀態，進而觀察台灣股市效率性的變化。主要研究結果：（1）比較兩時間之四個模式發現，在法人機構投資者參與股市比重提高後，由景氣因子建構之股價模式解釋力明顯下滑；（2）在法人機構投資者參與股市比重低時期，景氣指標變動領先於股價變動；而在法人機構投資者參與股市比重提高時期，景氣指標變動已落後於股價變動。

王啓豪（2003）在「股價報酬與總體經濟變數之關聯性-貝氏馬可夫鏈蒙地卡羅之分析研究」，該文研究國內股票市場與總體經濟變數間的關係，為瞭解國內股票市場的變遷，將研究時期從民國六十一年一月至九十二年一月，依不同

匯率制度下及開放外資直接進入國內股票市場後，再劃分成三個子時期，研究方法採用貝氏推論。實證結果發現經濟變數與國內股票市場呈現同步變動的現象，尤其是民國六十年代至七十年代前期及八十年代以後，國內股票市場受到貨幣供給額及匯率變動的同步影響最為顯著，貨幣供給與股價指數呈現正向關，匯率與股價指數呈現向關係，民國七十年代後期，國內股票市場呈現不安定的變化，至民國八十年代以後，股票市場才又明顯受到貨幣供給及匯率的影響，顯現外資進入國內股票市場後，明顯造成對國內股票市場帶來部分的影響。

魏宏泰（2003）在台灣股價與總體經濟變數關係之實證研究，該文係以向量自我迴歸模式來探討台灣加權股價指數與與總體經濟變數間之互動關係。研究期間自 1981 年 1 月至 2001 年 12 月，共 252 筆月資料觀測值，經由衝擊反應函數、預測誤差變異數分解及因果關係檢定，研究結果發現：（1）利率及貨幣供給額(M1B)具領先股價關係，但股價僅對利率有因果回饋關係，與貨幣供給額(M1B)為單向影響關係，此外股價亦單向影響領先指標；（2）由變異數分解可知，股價主要被貨幣供給額(M1B)及利率兩項變數所解釋，而利率對股價之影響較貨幣供給額(M1B)快速；（3）由衝擊反應函數可知，利率與貨幣供給(M1B)兩變數對股票市場具有顯著的影響。當股價發生自發性干擾時，對貨幣供給(M1B)影響較持久且為正向；對利率的影響則較為短暫及負向影響；而對匯率的影響亦較持久且多為負向。綜合上述，該研究發現在所有總體變數當中，以歷史的貨幣供給(M1B)及利率變數來解釋當期股價變動的效果最好。

上述關於股價與景氣循環之關聯性文獻探討，大概可清楚看出，股價與景氣循環之變動，具有相當之關聯性，且與其它總體經濟變數，存在密切互動影響關係，有鑑於此，本文接著，進一步探討影響景氣循環變動因素之相關文獻。

### 2.3 影響景氣循環之變動因素

一般而言，景氣循環之變動，主要是因為自發性支出變動所導致，而影響自發性支出的因素有兩類，其一為，外在因素，指戰爭、政治事件、重大科技發明



等經濟體系以外的因素。其二為，內在因素，指的是存在於經濟體系內部的不穩定因素，例如工業生產投資、民間消費意願、貨幣供給之穩定性，以及對未來的預期心理等。這些內在的因素，不僅造成景氣的波動，且相互間之影響關係，使得其變動呈現規則性的循環波動。本文之研究重點，擺在內部經濟體系不穩定因素之探討。

林大超（2003）的台灣與美國兩地景氣循環指標關聯性之研究，該研究探討台灣與美國兩地景氣指標之關聯性，主要目的在於探索指標間的關係及驗證指標內容的有效性。研究內容主要區分為三部份，第一部份探討景氣循環理論與相關總體經濟數據的關係；第二部分探討台灣領先及同時指標內容變數的有效性研究；第三部份探討台灣與美國兩地景氣指標關聯性之研究。針對該研究第一部份，做一說明，其在研究方法的採用上，係利用質性研究的模式，歸納與整理過去相關景氣循環的文獻為一般性原則，探討總體經濟變數在整個景氣循環過程的相對位置及時間順序。研究範圍自民國 79 年 8 月到 89 年 8 月之間，以經建會所公佈之領先與同時指數，及其組成內容之總體經濟變數為準。其中包括兩次經建會所認定的景氣循環週期。相關結論一、台灣領先指標中之製造業新接訂單指數、房地產建築申請面積、與製造業員工每月工作數，經統計實証分析發現，已失去其領先指標之經濟意涵，應自領先指標內容中剔除。結論二、台灣同時指標中之製造業及工業生產指數已能充分反應景氣循環中製造業的同步狀態，但同時指標應反應全面性的經濟情況，故該指標有修正之必要。在 Granger Causality Test 的結果顯示，美國領先指標可以領先台灣領先指標，而台灣領先指標與台灣股價指數則互有領先的情形。

彭惠琴（2003）在通貨膨脹、就業及貨幣政策與景氣循環之關聯性，該研究以實證的角度，利用臺灣地區 1961 至 2002 年間的年資料，探討產出、通貨膨脹、就業及貨幣在景氣循環變遷過程中的互動關係。在整個實證分析的過程，該文首先由景氣循環的角度，參考奧肯法則和菲利普曲線相關的理論，利用不

同濾波方式 (如 Hodrick-Prescott 濾波、Beveridge-Nelson 濾波及 Kalman 濾波) 分解出變數循環變動的成份後，檢定產出與失業間，以及通貨膨脹和失業間的關聯性。接著，在考量不對稱性的情況下，再以門檻迴歸 (threshold regression) 重複上述的估計與檢定，以檢定變數間的關係是否存在不對稱性。除了上述的分析以外，另外，為探討變數間的長短期關係，利用向量自我迴歸的衝擊反應函數和誤差變異數分解，以及共整合與共特徵搭配趨勢與循環成份分解的分析，分別將述變數以系統的方式，以探討變數間長期的均衡關係及跨景氣循環的短中期共同移動現象。該研究實證結果發現，產出及通貨膨脹的循環波動與失業循環波動間都具有顯著但不對稱的關係。至於變數之間的互動關係不只反映在長期趨勢，在短期的循環波動過程中，亦可發現其間有顯著的共同移動現象存在。另外，由於通貨膨脹和失業的循環變動間具有反向變動關係，因此降低失業率的同時，通貨膨脹也可能會跟著上升。由於貨幣供給對產出、物價水準和就業的實證結果指出貨幣政策短期確有抑制經濟過熱或刺激經濟復甦的效果，因此，在短期若欲刺激景氣、降低失業，則似可藉由貨幣政策的施行達到某種程度的效果。

劉茂亮 (2003) 在金融變數與經濟成長之關係研究，該文利用股價指數、短期利率、長期利率、匯率等四個金融變數，分別代表股市、貨幣市場、債券市場、匯市四個金融市場，使用 Granger (1969) 因果檢定、衝擊反應函數、交叉相關係數分析等方法，來探討以上四個金融變數與經濟成長之間的因果關係、落後關領先係、正向變動或反向變動。樣本期間始自民國 83 年 1 月，到民國 91 年 12 月為止。另外，在衝擊反應分析中，該文以誤差修正 (error-correction) 模型為基礎，並採用 Pesaran and Shin (1998) 建立的一般化衝擊反應，使估計結果不受變數排列順序的影響。實證結果歸納如下：(1) 四個金融變數與經濟成長之間有長期均衡關係。(2) 因果關係檢定方面，發現股價指數、長期利率、匯率在 1% 顯著水準下顯著地單向影響經濟成長，短期利率在 5% 顯著水準下顯著

地單向影響經濟成長，檢定結果顯示四個金融變數對經濟成長具有影響力，因此四個金融變數皆是經濟成長的前因變數。(3)在衝擊反應分析中，短期利率上升對經濟成長為負向衝擊，股價指數與長期利率對經濟成長的衝擊反應在前三期與前四期均為跳動式，之後則是明顯的正向衝擊。匯率提高（新台幣貶值）對於經濟成長的影響呈現零值上下的跳動式衝擊，方向並不明確。(4)在交叉相關係數的分析中，股價指數、短期利率、長期利率、匯率均領先經濟成長變動，此結果與 Granger 因果檢定的結果一致。

在上述相關文獻之探討後，正如一般所瞭解，景氣循環過程與相關的總體經濟變數之時間順序關係，並非是單純關係，另外如何選取相關總體經濟變數，以作為衡量景氣循環過程的代表性指標，及這些變數之互動情況為何，亦是產官學界，想要探知的問題，為清楚顯現，這錯綜複雜的關係，以下就本單元之文獻探討做一彙整，如表 1。

表 1. 景氣循環與總體經濟變數關聯性之相關研究文獻探討彙整

研究主題 作者	景氣循環之總 體經濟變數	研究期間 研究方法	結論
股價報酬與總體經濟變數之關聯性-貝氏馬可夫鏈蒙地卡羅之分析研究，王啓豪（2003）	股價指數、貨幣供給額、匯率	民國 61 年 1 月至 92 年 1 月 貝氏推論	經濟變數與國內股票市場呈現同步變動的現象，民國 80 年代以後，股票市場明顯受到貨幣供給額及匯率影響。
台灣股價與總體經濟變數關係之實證研究，魏宏泰（2003）	股價指數、貨幣供給額、匯率、利率、物價指數、海關出口值	民國 70 年 1 月至 90 年 12 月 因果關係檢定及向量自我迴歸模式	以貨幣供給及利率變數來解釋當期股價變動的效果最好，股價變動與物價指數及海關出口值未存在直接關係。
台灣與美國兩地景氣循環指標關聯性之研究，林大超（2003）	製造業新接訂單指數、房地產建築申請面積、製造業員工每月工作數、工業生產指數	民國 79 年 8 月至 89 年 8 月 因素分析、集群分析、迴歸分析及時間序列分析	台灣領先指標與台灣股價指數則互有領先的情形，工業生產指數已能充分反應景氣循環中製造業的同步狀態。

金融變數與經濟成長之關係，劉茂亮（2003）	股價指數、短期利率、長期利率、匯率	民國 83 年 1 月至 91 年 12 月 因果關係檢定及向量自我迴歸模式	四個金融變數與經濟成長之間有長期均衡關係，並具有影響力，且均領先經濟成長變動。
------------------------	-------------------	---	---

### 3 景氣循環變動因素之選取及研究方法

#### 3.1 景氣循環變動因素之選取

如何選取相關總體經濟變數，以作為衡量景氣循環過程的代表性指標，在變數的篩選上，殊屬不易，況且須顧及研究方法的限制，顯得更加困難。經由第二單元之相關文獻探討，結果發現，關於景氣循環變動因素之相互影響情況，在研究方法上，以引用向量自我迴歸模式居多，故本研究仍採用此一研究模式，惟此模式在應用時，所用之變數不可太多，否則容易產生過度參數化與共線性計量經濟之問題。基於此一因素，故在變數之篩選上，以具直接影響景氣循環之變動因素，為選取的對象。有關一個國家總體經濟之呈現的數學式如下：

$Y = C + I + G + X - M$ ，由此式可知，與景氣循環最具代表性的國民生產毛額（Y），其來源包括民間消費支出（C），政府消費支出（G），投資支出（I），貨物及勞務輸出（X）及輸入（M）。另外由前一單元之文獻探討，可得知一些與景氣循環相關性之總體經濟變數，諸衡量這些因素，本文選定之變數，並加以說明如下：

（1）景氣對策信號綜合判斷分數：本指標是根據貨幣供給變動率等九項與景氣變動較為密切的經濟指標編製而成，九項指標中包含製造業新接訂單、出口、工業生產、製造業成品存貨率、非農業部門就業等五項實質面的指標，及貨幣供給（M1B）、放款、票據交換、股價等四項金融面的指標。該指標對於景氣循環之變動因素，涵蓋項目最多，因此能完整描繪出景氣變化的景氣循環變動，以期捕捉到景氣變化之波動與總體經濟變數的互動關係。按目前國內具有之資料及代表性的指標，以景氣對策信號綜合判斷分數做為景氣循環波動之替代變數最適當。

（2）股價指數：眾多關於總體經濟變數及景氣循環波動之研究，總是將

股價指數列為重要的變數，而股價表現是反映投資者對企業的現狀與未來營運之預期，相對股票市場的熱絡與否，同樣會反映出貨幣市場的資金寬鬆之程度，因此股價指數之漲跌波動，通常具有領先反映經濟景氣榮枯之指標作用，基於此一原因，故將股價指數列入研究之變數。

(3) 工業生產指數：此變數是最能直接代表 GNP 之實質產出，Eama(1981) 的研究發現，資本支出及工業生產與 GNP 之間存在正相關，另外國內林大超(2003) 在臺灣與美國兩地景氣循環指標關聯性之研究，亦發現，工業生產指數能充分反應景氣循環中製造業的同步狀態，故此一變數能反映出國民生產毛額(Y) 數學式中，有關投資支出及國民生產毛額之實質產出，基於這些因素，故把工業生產指數列入景氣循環變動因素之變數。

(4) 消費者物價指數：物價指數之高低，除會影響民間消費支出，若通膨嚴重，亦會對廠商生產成本增加，勢必造成其營業利潤降低，減少投資支出的意願，Cunningham and Vilasuso(1997) 對於通貨膨脹的不確定性與失業之間的關係實證模型研究，結果發現，通貨膨脹和通貨膨脹的不確定性之間存在正相關，且通貨膨脹與失業兩變數間的關係是顯著的，因此通膨高度的不確定性，會降低就業水準，對經濟體系造成影響，同樣會影響景氣循環之波動，或受景氣循環波動之影響。

(5) 海關出口值：台灣屬外銷導向的國家，出口產值佔國民生產毛額之比例相當高，而貨物及勞務輸出(X) 在國民生產毛額(Y) 數學式中，仍是一項重要變數，因此海關出口值是促進經濟發展的重要因素，若外銷產業受惠，進而帶動其他產業，使整體經濟勢必跟著繁榮起來，反之，當景氣蕭條時，海關出口值必定會降低，故其增減，同樣會對景氣循環之波動產生影響，或受景氣循環波動之影響。

(6) 貨幣供給額：除上面已選列之工業生產指數及海關出口值，屬實質產出面之變數，惟整個經濟活動與景氣循環之波動，金融面之變數不可忽略，且經濟理論，向來對於貨幣政策之效果極為重視。Hafer and Kutan(1997) 利

用因果檢定檢測貨幣與產出之間的關係，結果發現，資料期間 1915 至 1993 的年資料，只有 M2 對實質產出有明顯的影響，而 M1 並無相同結果；而當資料期間 1960 至 1993 的季資料時，則發現不論 M1 或 M2 都對實質產出有影響。另外貨幣供給額上升時，銀行體系資金較為寬鬆，促使市場利率下降，使得廠商取資金成本降低，增加投資支出意願，可促進經濟景氣的活絡。因此本研究在金融面之變數中，選取貨幣供給額為代表性指標。

### 3.2 研究方法

本研究採用實證研究方法來探討台灣景氣循環變動因素，主要為瞭解與景氣循環相關之總體經濟變數間互動關係為何，同時藉由進一步的 Granger 因果相關檢定以及向量自我迴歸模型的建立，試圖釐清這些總體經濟變數間的互動關係及相互影響情況。

在探討景氣循環相關變數之循環波動研究方法上，為區分趨勢項和循環項，有所謂濾波分解方式，另外對於這些變數間是否存在共整合關係，也有共整合檢定之方法。因本研究重點在探討景氣循環變動因素的互動關係及相互影響情況，且變數之設定，以各變數之變動比例，代入向量自我迴歸模型，故未對前述問題，做詳細探索，而直接以向量自我迴歸模型之預測誤差變異分解，以及衝擊反應函數圖之分析與判定各變數之間的影响互動關係。

#### 一、資料檢定

關於景氣循環之總體經濟變數資料常會顯示存在趨勢且變異數不為常數的現象，故一般時間序列迴歸分析所作的假設未必符合，例如統計上的估計與預測都是基於定態(stationary)數列的假設下推展出來的方法，因此對時間序列的資料型態，須先檢驗該資料是否為一定態的時間序列。所謂定態即指該變數的敘述統計特性(諸如平均數及標準差等)並不會隨著時間的經過而產生變化，然而事實上許多時間序列的資料，其型態均呈現非定態，亦即有單根存在的情形，

故若直接進行一般迴歸分析，恐將出現假性迴歸的現象，而影響迴歸分析的有效性。因此當我們進行時間序列資料的分析時，必須先進行單根檢定，驗證所有變數的時間序列資料是否呈現定態，若時間序列無法拒絕單根的虛無假設，則將予以進行差分直至該序列呈現定態，方進行下一步的分析。

(1) 單根檢定

本研究根據 Engle 與 Yoo(1987)所提出的 Augmented Dickey-Fuller 單根檢定方法，來檢定資料是否呈現定態。Engle 與 Yoo(1987)發展 ADF 檢定法來修正 DF(Dickey-Fuller test)檢定中自我相關(autocorrelation)的問題，並指出具有高階自我相關的時間序列資料，應使用 ADF 檢定，其分析結果較為嚴謹。其理論依據說明如下：

ADF 單根檢定的三種模式：

(一) 無截距項亦無時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots\dots(3.1)$$

(二) 有截距項但無時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots\dots(3.2)$$

(三) 有截距項及時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma T + \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots\dots(3.3)$$

最適落後期的選取一般乃採用 AIC(Akaike Information Criterion) 或 SBC(Schwartz Bayesian Criterion)兩項判定標準來認定，以避免選取的落後期數太長，導致檢定誤差或是向量自我迴歸模型中參數過度化的現象；反之，落後期數太短，則參數過於精簡，亦將產生偏誤。故選取適當的落後期數，乃為單根檢定與向量自我迴歸模型等時間序列資料處理過程中，極為重要的一環。

上述模型檢定單根的研究假設為：

$$H_0: \beta = 0 \text{ 時間序列有單根}$$

$$H_1: \beta \neq 0 \text{ 時間序列呈定態}$$

模型建立後，即對模型參數  $\beta$  進行雙尾檢定，亦即利用參數的 T 統計量與 Engle 與 Yoo(1987)的單根檢定臨界值進行絕對值的比較。當 T 統計量的絕對值大於單根檢定臨界值的絕對值，則拒絕虛無假設，也就是時間序列呈現定態；反之，若 T 統計量的絕對值小於單根檢定臨界值的絕對值，則無法拒絕虛無假設，亦即時間序列資料有單根，需進一步進行差分，直至資料呈現定態為止。

## (2) Granger 因果相關檢定

在景氣循環經濟活動中，尋求各項變數間的關係一向是受人注目的焦點，因為我們希望藉由瞭解此關係，作為預測與配適模型之建立，因此各種線性及非線性的計量模型不斷被提出，盼能藉由模型的推演及檢定，找到變數與變數間的相關程度與對彼此的解釋能力。然而線性迴歸或非線性迴歸模型僅能捕捉變數之間的相關性，並無法有效證明變數之間是否存在，經濟學者們更希望觀察到的變數之間相互影響的因果關係。

Granger(1969)提出以預測能力的觀點來定義變數之間的因果關係，亦即利用某一變數的歷史資料並同時加入另一變數的歷史資料，同時對該變數進行預測，若另一變數的歷史資料能夠有效解釋該變數，則可視為該變數的因果影響因素。該研究對因果關係的定義，給予後續研究一個明確且有效的定義來認定任兩變數之間是否存在因果關係，故本研究亦將採行此檢定方法，來判別本研究中的四大類變數之間，是否存在顯著的因果關係。

Granger 因果關係檢定的定義係假設兩個時間序列  $Y_t$  及  $X_t$ ，其迴歸模型為下列所示：



$$Y_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots\dots(3.4)$$

模型中  $Y_t$  表示當期的變數 Y， $Y_{t-i}$  表示落後 i 期的變數 Y， $X_{t-i}$  表示落後 i 期的變數 X，p 表示選定的落後階數，而  $\alpha_i$  及  $\beta_i$  均為有待估計的迴歸參數。

Granger 因果關係檢定所建立的研究假設為：

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$$

$$H_1 : \beta_i \text{ 不全為 } 0$$

若檢定結果不拒絕虛無假設，則表示 X 變數並不顯著影響 Y 變數，亦即兩者並不存在顯著的因果關係；反之，若檢定結果拒絕虛無假設，則表示 X 變數 Granger 影響 Y 變數，亦即兩變數之間存在 Granger 因果關係，且 X 變數為因，而 Y 變數為果。

## 二、向量自我迴歸模型

肇於景氣循環波動與經濟理論欲探討變數間之關係甚為複雜，而傳統的計量經濟模型乃是依據先驗的理論基礎建構出來的，然而此種計量經濟模型對於模型內所有變數誰為內生變數，誰為外生變數，以及變數之間的因果關係較難斷定，故將導致統計上缺乏有效的驗證方法。

Sims(1980)鑑於計量結構化的模型，有關變數之間存在回饋(feedback)的關係使我們無法確定何種變數究竟應視為內生變數或外生變數，在這不確定情況下很難精確地設定模型，於是提出向量自我迴歸模型(Vector Autoregression model；VAR)，此模型根據資料本身的特性來進行研究，捨棄事先根據先驗理論基礎來決定變數間的關係，同時亦不必擔心變數之間的因果關係。向量自我迴歸模型中，所有變數均被視為內生變數，因此不需事先區分何者為內生變數及外生變數。此外，該模型之特性在於模型為採用一組迴歸方程式來討論變數之間的互動關係，而非單純由一條方程式來描述。所有變數皆由該變數及其他變數的落後項作為解釋變數，故能完全符合時間序列分析的精神，因為時間序列分析認

定變數的落後項涵蓋了所有相關的資訊。模型的基本架構如下：

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots\dots(3.5)$$

其中  $Y_t$  為  $n \times 1$  內生變數向量； $\beta_i$  為  $n \times n$  的參數矩陣； $\alpha_0$  為  $n \times 1$  的截距向量； $\varepsilon_t$  為  $n \times 1$  的殘差向量； $p$  為最適落後階數。

本研究進一步將利用此模型之特性，盼能更有效捕捉台股集中市場股價報酬與市場情緒指標變數之間的互動關係為何，並藉由預測誤差變異分解以及衝擊反應函數圖的呈現，探討各模型中變數之間的互動關係。此外，各模型中變數排列之先後順序將依 Granger 因果關係檢定結果中，變數之間互動程度高低而定，之後各模型於本研究的應用將如下所示：

$$SR_t = a_1 + \sum_{i=1}^p a_{2i} SR_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{3i} TS_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{4i} IP_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{5i} EC_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{6i} CP_{t-i} + \varepsilon_{at} \dots\dots(3.6)$$

$$TS_t = b_1 + \sum_{i=1}^p b_{2i} SR_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{3i} TS_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{4i} IP_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{5i} EC_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{6i} CP_{t-i} + \varepsilon_{bt} \dots\dots(3.7)$$

$$IP_t = c_1 + \sum_{i=1}^p c_{2i} SR_{t-i} + \sum_{i=1}^p c_{3i} TS_{t-i} + \sum_{i=1}^p c_{4i} IP_{t-i} + \sum_{i=1}^p c_{5i} EC_{t-i} + \sum_{i=1}^p c_{6i} CP_{t-i} + \varepsilon_{ct} \dots\dots(3.8)$$

$$EC_t = d_1 + \sum_{i=1}^p d_{2i} SR_{t-i} + \sum_{i=1}^p d_{3i} TS_{t-i} + \sum_{i=1}^p d_{4i} IP_{t-i} + \sum_{i=1}^p d_{5i} EC_{t-i} + \sum_{i=1}^p d_{6i} CP_{t-i} + \varepsilon_{dt} \dots\dots(3.9)$$

$$CP_t = e_1 + \sum_{i=1}^p e_{2i} SR_{t-i} + \sum_{i=1}^p e_{3i} TS_{t-i} + \sum_{i=1}^p e_{4i} IP_{t-i} + \sum_{i=1}^p e_{5i} EC_{t-i} + \sum_{i=1}^p e_{6i} CP_{t-i} + \varepsilon_{et} \dots\dots(3.10)$$

其中  $SR_t$  表示第  $t$  期的股價指數變動比例；

$TS_t$  為第  $t$  期的景氣對策信號綜合判斷分數變動比例；

$IP_t$  表示第  $t$  期的工業生產指數變動比例；

$EC_t$  則為第  $t$  期的海關出口值變動比例；

$CP_t$  表示第  $t$  期的消費者物貨價指數的變動比例。

上式模型為台灣景氣循環變動因素（實證研究期間民國 57 年 1 月至 92 年 12 月止）五項變數之向量自我迴歸模型，此外， $p$  為最適落後階數，將由各模型的 AIC 判定標準給定；另外自民國 71 年起實證研究期間之向量自我迴歸模

型，依上式模型原理，再增列 MB(貨幣供給額變動比例)變數，成為六項變數之向量自我迴歸模型。

#### 4 實證研究的探討與歸納

##### 4.1 景氣循環變動因素之定義及資料來源

本文前一單元，以就臺灣景氣循環之替代變數，及其變動因素之總體經濟變數，做選取之說明。本單元以下，將就這些變數之定義，及其資料來源，彙整如下表 2。

表 2 景氣循環變動因素之總體相關經濟變數

變數名稱	變數符號	變數定義
景氣對策信號綜合判斷分數變動	TS	以(當月之景氣對策信號綜合判斷分數減前一月之總合判斷分數)÷(前一月之總合判斷分數)的百分比
股價指數變動	SR	以台股市場(當月之收盤指數減前一月之收盤指數)÷(前一月之收盤指數)的百分比
工業生產指數變動	IP	以經建會公佈(當月之工業生產指數減前一月之工業生產指數)÷(前一月之工業生產指數)的百分比
海關出口值變動	EC	以經建會公佈(當月之海關出口值減前一月之海關出口值)÷(前一月之海關出口值)的百分比
物價指數變動	CP	以行政院主計處公佈(當月之消費者物價指數年增率)減(前一月消費者物價指數年增率)的變動
貨幣供給額變動	MB	以中央銀行公佈(當月 M1B 之貨供額減前一月 M1B 之貨供額)÷(前一月 M1B 之貨供額)的百分比

註：1.變數資料來源，景氣對策信號綜合判斷分數、工業生產指數及海關出口值等三項變數資料來自行政院經濟建設委員會，股價指數資料來自台灣經濟新報資料庫，物價指數資料來自行政院主計處，貨幣供給額資料則來自中央銀行。

2.變數數據說明，M1B 之貨供額，是以當月之日平均貨幣供給金額為數據，物價指數係以消費者物價指數年增率為數據，故未以變動百分比表示，而以前後期之變動差值表示。

## 4.2 實證研究期間與單根檢定

### 一、實證研究期間

本研究旨在探討台灣景氣循環與總體經濟變數之關聯性，及景氣循環變動因素間之互動關係，以民國 57 年 1 月至 92 年 12 月止為研究期間，因配合金融面變數貨幣供給額自 71 年 1 月之列入，因此從中分成兩個主要期間：

- 1.民國 57 年 1 月至 92 年 12 月止，未含金融面變數貨幣供給額，此研究期間採用變數為，景氣對策信號綜合判斷分數變動、股價指數變動、工業生產指數變動、海關出口值變動及物價指數變動等五項變數。
- 2.民國 71 年 1 月至 92 年 12 月止，包含金融面變數貨幣供給額，此研究期間採用變數為，景氣對策信號綜合判斷分數變動、股價指數變動、工業生產指數變動、海關出口值變動、物價指數變動及貨幣供給額變動等六項變數。

### 二、單根檢定

因本研之實證期間，自民國 57 年 1 月至 92 年 12 月止之月資料，屬長期之時間數列，且大部分總體經濟變數資料具有非定態特性，而傳統計量模型皆在時間序列資料為定態的假設下進行，若原始資料為非定態時，常以差分方式來解決此一問題，但有時將資料以差分來分析，怕會形成過度差分現象，導致低效率問題。有鑑於此，本研究之變數資料，不以原始資料進行單根檢定，而以變動率為變數之數據資料進行單根檢定。先以 ACF 單根檢定法對各變數進行檢定，在進行過程中則是利用 AIC 準則選取一適當落後期數，而每種檢定再分成含截距項與時間趨勢項及含截距項但未含時間趨勢項的檢定，實證檢定結果

如下表 3，檢定結果顯示，景氣循環之替代變數及變動因素等各項變數，均於 1% 的顯著水準下拒絕單根的假設，亦即這些變數的時間序列型態都呈現定態，因此不需進行差分等動作。

表 3 實證變數之單根檢定表

變數名稱	ADF 統計量			
	含截距項	最適落後期	含趨勢及截距項	最適落後期
景氣對策信號綜合判斷分數變動	-8.0607***	3	-8.0976***	3
股價指數變動	-13.1882***	1	-13.1984***	1
工業生產指數變動	-16.7057***	3	-16.9475***	3
海關出口值變動	-14.6557***	3	-15.3297***	3
物價指數變動	-7.5860***	3	-7.5759***	3
貨幣供給額變動	-6.2699***	4	-6.5121***	4

說明：1.表中數字為 ADF 計量之值，\*表示於 10% 下顯著，\*\*表示於 5% 下顯著，\*\*\*表示於 1% 下顯著。  
2.檢定期間除貨幣供給額變動為民國 71 年 1 月至 92 年 12 月止，其餘五個變數為 57 年 1 月至 92 年 12 月止。

#### 4.3 Granger 因果相關檢定

本研究所選定之景氣循環變動因素變數，經由單根檢定，並以 AIC 準則選取各變數之適當落後期數結果，發現股價指數變動百分比以落後一期最適當，貨幣供給額變動以落後四期最適當，其餘景氣對策信號綜合判斷分數變動、工業生產指數變動、海關出口值變動及物價指數變動等四項變數以落後三期最適當。基於上述結論，本研究針對民國 57 年 1 月至 92 年 12 月止（未含金融面變數）期間，列出景氣循環之替代變數，景氣對策信號綜合判斷分數與景氣循環變動因素各變數落後一期、落後三期、落後五期及落後七期之間的相互影響狀況，另外，民國 71 年 1 月至 92 年 12 月止（含金融面變數）期間，則列出景氣循環之替代變數，景氣對策信號綜合判斷分數與景氣循環變動因素各變數落後

二期、落後四期、落後六期及落後八期之間的相互影響狀況，然後依前述選定各變數之適當落後期數，進行因果檢定結果，如表 4 至表 6，分別為各實證研究區間內景氣循環變動因素相關變數之 Granger 因果相關檢定結果彙總。

表 4 為檢定資料自民國 57 年 1 至 92 年 12 月止各變數之月資料計 431 筆，檢定結果顯示，除景氣對策信號綜合判斷分數變動對工業生產指數變動有顯著的因果關係，其顯著程度在 1% 至 10% 之間，其餘各變數並未顯著受到景氣對策信號綜合判斷分數的影響，反之，除股價指數變動對景氣對策信號綜合判斷分數變動有顯著的因果關係，但顯著程度僅於落後一期時在 5% 以下，並不是很明顯，而其餘各變數並未對景氣對策信號綜合判斷分數有顯著的影響。另外景氣循環變動因素各變數間之影響情況，以股價指數變動對工業生產指數變動有顯著的因果關係，且於落後三期以後時，其顯著度在 1% 以下，及海關出口值變動對工業生產指數變動有顯著的因果關係，且於落後一期以後時，其顯著度在 1% 以下，其餘變數之間並無明顯的 Granger 因果關係。

表 4 景氣循環變動因素相關變數之相互影響（民國 57 年 1 月至 92 年 12 月止）

虛無假設 H <sub>0</sub>	落後一期	落後三期	落後五期	落後七期
TS ≠ > SR	0.3561	0.5475	0.4049	0.4259
SR ≠ > TS	0.0443**	0.1573	0.3908	0.4343
TS ≠ > IP	0.5643	0.2035	0.0580*	0.0386**
IP ≠ > TS	0.8955	0.9197	0.8746	0.8847
TS ≠ > EC	0.6956	0.3827	0.2956	0.5272
EC ≠ > TS	0.1962	0.6184	0.8290	0.9072
TS ≠ > CP	0.4899	0.8843	0.2138	0.1235
CP ≠ > TS	0.9392	0.4426	0.1297	0.0617*
SR ≠ > IP	0.3708	0.0086***	0.0005***	0.0009***
IP ≠ > SR	0.1589	0.3794	0.5423	0.3618
SR ≠ > EC	0.7526	0.2606	0.1821	0.3632
EC ≠ > SR	0.1991	0.4715	0.7176	0.7332
SR ≠ > CP	0.6704	0.1414	0.1527	0.2292
CP ≠ > SR	0.5079	0.1252	0.0104**	0.0187**
IP ≠ > EC	0.5707	0.2974	0.1029	0.0558*
EC ≠ > IP	0.0002***	4.5E-05***	1.4E-05***	9.3E-06***
IP ≠ > CP	0.8413	0.1431	0.6217	0.8158
CP ≠ > IP	0.8857	0.4432	0.5074	0.5904
EC ≠ > CP	0.4848	0.5312	0.4035	0.4078
CP ≠ > EC	0.4683	0.7257	0.9482	0.9889

說明：1.符號  $\neq >$  表示不存在因果關係。

2.表中數字為 P-value，\*表示於 10% 下顯著，\*\*表示於 5% 下顯著，\*\*\*表示於 1% 下顯著

3.相關變數符號說明：TS 為景氣對策信號綜合判斷分數變動、SR 為股價指數變動、IP 為工業生產指數變動、EC 為海關出口值變動、CP 為物價指數變動。

表 5 為檢定景氣對策信號綜合判斷分數與各變間之因果關係，資料自民國 71 年 1 至 92 年 12 月止各變數之月資料計 263 筆，檢定結果顯示，景氣對策信號綜合判斷分數變動於落後四期以後對工業生產指數變動及海關出口值變動有顯著的因果關係，其顯著程度分別為 1% 及 10% 以下，其餘各變數並未顯著受到景氣對策信號總合判斷分數的影響，反之，除物價指數變動對景氣對策信號綜合判斷分數變動有顯著的因果關係，且顯著程度於落後一期以後在 1% 至 5% 以下之間，最為明顯，而其餘各變數並未對景氣對策信號綜合判斷分數有顯著的影響。

表 5 景氣對策信號綜合判斷分數與各變數間之影響(民國 71 年 1 月至 92 年 12 月止)

虛無假設 H。	落後二期	落後四期	落後六期	落後八期
TS $\neq >$ SR	0.8208	0.4753	0.4761	0.6246
SR $\neq >$ TS	0.1452	0.5727	0.7118	0.8887
TS $\neq >$ IP	0.4003	0.0336**	0.0083***	0.0091***
IP $\neq >$ TS	0.7021	0.9304	0.9883	0.9324
TS $\neq >$ EC	0.9675	0.0609*	0.0574*	0.0968*
EC $\neq >$ TS	0.3907	0.5327	0.5275	0.0861*
TS $\neq >$ CP	0.7581	0.2719	0.3254	0.4271
CP $\neq >$ TS	0.0136**	0.0065***	0.0233**	0.0354**
TS $\neq >$ MB	0.2829	0.3115	0.5484	0.6872
MB $\neq >$ TS	0.0600*	0.2304	0.4794	0.6738

說明：1.符號  $\neq >$  表示不存在因果關係。

2.表中數字為 P-value，\*表示於 10% 下顯著，\*\*表示於 5% 下顯著，\*\*\*表示於 1% 下顯著

3.相關變數符號說明：TS 為景氣對策信號綜合判斷分數變動、SR 為股價指數變動、IP 為工業生產指數變動、EC 為海關出口值變動、CP 為物價指數變動、MB 為貨幣供給額變動。

表 6 為檢定景氣循環變動因素各變數之相互間因果關係，資料自民國 71 年 1 至 92 年 12 月止各變數之月資料計 263 筆，檢定結果顯示，工業生產指數變動、海關出口值變動及貨幣供給額變動等三項變數間有顯著的因果關係，而此三項變數間的影響情況為，工業生產指數變動及海關出口值變動與貨幣供給額變動之間有明顯互為因果關係，且顯著程度多在 1% 以下，另外海關出口值變動對工業生產指數變動有顯著的因果關係，且顯著程度多在 1% 以下，其於變數之間並無明顯的 Granger 因果關係。

表 6 景氣循環變動因素各變數之相互間影響情況（民國 71 年 1 至 92 年 12 月止）

虛無假設 H <sub>0</sub>	落後二期	落後四期	落後六期	落後八期
SR ≠ > IP	0.3725	0.0024***	0.0066***	0.0246**
IP ≠ > SR	0.4717	0.6128	0.8334	0.5381
SR ≠ > EC	0.1853	0.0355**	0.0991*	0.2191
EC ≠ > SR	0.0411**	0.1334	0.2791	0.3587
SR ≠ > CP	0.4266	0.7895	0.4569	0.1452
CP ≠ > SR	0.5031	0.6358	0.7029	0.8184
SR ≠ > MB	0.7266	0.6307	0.6727	0.6409
MB ≠ > SR	0.0002***	0.0001***	0.0006***	0.0020***
IP ≠ > EC	0.3010	0.4188	0.0399**	3.8E-05***
EC ≠ > IP	5.3E-06***	1.1E-06***	1.1E-06***	4.2E-06***
IP ≠ > CP	0.7510	0.8848	0.8643	0.8952
CP ≠ > IP	0.8408	0.8070	0.6807	0.8246
IP ≠ > MB	5.7E-13***	6.3E-16***	1.2E-15***	1.7E-14***
MB ≠ > IP	1.7E-05***	1.8E-08***	1.1E-16***	1.1E-18***
EC ≠ > CP	0.7790	0.8183	0.8782	0.8263
CP ≠ > EC	0.7550	0.6547	0.6882	0.5753
EC ≠ > MB	0.8208	6.6E-06***	3.1E-05***	0.0003***
MB ≠ > EC	2.1E-05***	4.0E-08***	2.4E-10***	3.2E-10***
CP ≠ > MB	0.2395	0.6174	0.5067	0.5646
MB ≠ > CP	0.3649	0.7257	0.8957	0.8283

說明：1.符號 ≠ > 表示不存在因果關係。

2.表中數字為 P-value，\*表示於 10% 下顯著，\*\*表示於 5% 下顯著，\*\*\*表示於 1% 下顯著

3.相關變數符號說明：TS 為景氣對策信號綜合判斷分數變動、SR 為股價指數變動、IP 為工業生產指數變動、EC 為海關出口值變動、CP 為物價指數變動、MB 為貨幣供給



額變動。

本研究經由上述不同期間的 Granger 因果關係檢定結果，有關景氣循環變動因素相關變數之因果互相影響情況，發現民國 57 年 1 月至 92 年 12 月(未含金融面變數期間)檢定結果顯示，除景氣對策信號綜合判斷分數變動對工業生產指數變動有顯著的因果關係，其顯著程度在 1% 至 10% 之間，其餘各變數並未顯著受到景氣對策信號綜合判斷分數的影響，另外景氣循環變動因素各變數間之影響情況，以股價指數變動對工業生產指數變動有顯著的因果關係，且於落後三期以後時，其顯著度在 1% 以下，及海關出口值變動對工業生產指數變動有顯著的因果關係，且於落後一期以後時，其顯著度在 1% 以下，其餘變數之間並無明顯的 Granger 因果關係。對於民國 71 年 1 月至 92 年 12 月(含金融面變數期間)檢定結果發現，景氣對策信號綜合判斷分數變動於落後四期以後對工業生產指數變動及海關出口值變動有顯著的因果關係，其顯著程度分別為 1% 及 10% 以下，其餘各變數並未顯著受到景氣對策信號綜合判斷分數的影響，反之，除物價指數變動對景氣對策信號綜合判斷分數變動有顯著的因果關係，且顯著程度於落後一期以後在 1% 至 5% 以下之間，最為明顯，而其餘各變數並未對景氣對策信號綜合判斷分數有顯著的影響。另外景氣循環變動因素各變數間之影響情況，以工業生產指數變動、海關出口值變動及貨幣供給額變動等三項變數間有顯著的因果關係，而此三項變數間的影響情況為，工業生產指數變動及海關出口值變動與貨幣供給額變動之間有明顯互為因果關係，且顯著程度多在 1% 以下，另外海關出口值變動對工業生產指數變動有顯著的因果關係，且顯著程度多在 1% 以下，其於變數之間並無明顯的 Granger 因果關係。綜上所述彙整如下表 7。

表 7 景氣循環變動因素相關變數之相互影響關係彙總

因果關係檢定期間	民國 57 年 1 月至 92 年 12 月	民國 71 年 1 月至 92 年 12 月
景氣對策信號綜合判斷分數對其他景氣循環變動因素之影響情況	除對工業生產指數變動有顯著的因果關係，其顯著程度在 1% 至 10% 之間，其餘各變數並未顯著受到影響。	除對工業生產指數變動及海關出口值變動有顯著的因果關係，其顯著程度分別為 1% 及 10% 以下，其餘各變數並未顯著受到影響。
其他景氣循環變動因素對景氣對策信號綜合判斷分數之影響情況	除股價指數變動對景氣對策信號綜合判斷分數變動有顯著的因果關係，但顯著程度僅於落後一期時在 5% 以下，並不是很明顯，而其餘各變數並未有顯著的影響。	除物價指數變動對景氣對策信號綜合判斷分數變動有顯著的因果關係，最為明顯，而其餘各變數並未有顯著的影響。
景氣循環變動因素相關變數間之相互影響情況	以股價指數變動對工業生產指數變動有顯著的因果關係，且顯著度在 1% 以下，及海關出口值變動對工業生產指數變動有顯著的因果關係，其顯著度在 1% 以下，其餘變數之間並無明顯的因果關係。	以工業生產指數變動及海關出口值變動與貨幣供給額變動之間有明顯互為因果關係，且顯著程度多在 1% 以下，另外海關出口值變動對工業生產指數變動有顯著的因果關係，且顯著程度多在 1% 以下，其餘變數之間並無明顯的因果關係。

#### 4.4 預測誤差變異分解

本研究利用 Granger 因果相關檢定結果，依照民國 57 年 1 月至 92 年 12 月止，未含金融面變數實證研究期間(以 SR、TS、EC、IP、CP 等五個變數之模

型)，及民國 71 年 1 至 92 年 12 月止，含金融面變數實證研究期間(以 SR、TS、EC、IP、CP、MB 等六個變數之模型)等兩個模型中，按各變數之間相關程度高低，為變數放置先後的考量標準。另一方面，所有模型的最適落後階數，採用各模型的 AIC 值作為判定標準，並將其結果顯示於表 7。表 7 顯示，民國 57 年 1 至 92 年 12 月實證研究期間之向量自我迴歸模型，以落後三期為最適落後階數，而民國 71 年 1 至 92 年 12 月實證研究期間之向量自我迴歸模型，則呈現以落後二期為最適落後階數的現象。

表 8 各模型之最適落後階數表(表中數字為 AIC 值)

變數排序 Lag	民國 57 年 1 至 92 年 12 月	民國 71 年 1 至 92 年 12 月
	SR、TS、EC、IP、CP	MB、TS、SR、EC、IP、CP
1	-2.5519	-9.1357
2	-2.7048	-9.5576*
3	-2.7198*	-9.4623
4	-2.7113	-9.2950
5	-2.5757	-9.1639
6	-2.4885	-8.7957

說明：1.標註符號\*表示最適落後階數。

2.表列之變數符號代表意義：TS 為景氣對策信號綜合判斷分數變動、SR 為股價指數變動、IP 為工業生產指數變動、EC 為海關出口值變動、CP 為物價指數變動、MB 為貨幣供給額變動。

3.表列第二欄依各變數之間相關程度高低，其放置先後次序，由左至右依序排列。

向量自我迴歸模型的分析，主要乃以預測誤差變異分解(Variance Decomposition)以及衝擊反應函數圖(Impulse Response Function)進行分析與判定各變數之間的影响互動關係。在預測誤差變異分解方面，將分成兩部份來分析，首先針對民國 57 年 1 月至 92 年 12 月（未含金融面變數）期間及民國 71 年 1 月至 92 年 12 月（含金融面變數）期間，就台灣景氣循環相關變動因素各

變數間，彼此之變異來源及解釋能力做探討如表 9 及表 10 分別為各個向量自我迴歸模型的預測誤差變異數分解結果。

首先分析民國 57 年 1 月至 92 年 12 月（未含金融面變數）期間(含 SR、TS、EC、IP、CP 等五個變數之模型之分解結果如表 9)之預測誤差變異分解，在景氣對策信號綜合判斷分數的變異分解方面，以股價指數變動對其解釋能力最高，在落後三期以上，有 3.0%以上的解釋能力，其餘各變數的解釋能力，多低於 1.0%以下，另外景氣循環變動因素間之變異分解方面，除工業生產指數，以海關出口值變動對其解釋能力最高，各落後期的解釋能力，多在 20.0%以上，而海關出口值，以景氣對策信號綜合判斷分數變動對其解釋能力最高，以落後一期以上，有 3.0%的解釋能力，其餘各變數間的解釋能力皆不明顯。

表 9 民國 57 年 1 月至 92 年 12 月（未含金融面變數）期間之預測誤差變異分解

因變數	變異來源					
	Period	股價指數	綜合分數	海關出口值	工業生產	物價指數
股價指數	1	100.00	0.000	0.000	0.000	0.000
	3	98.874	0.482	0.243	0.271	0.129
	6	97.358	0.691	0.260	0.284	1.407
	9	97.311	0.702	0.267	0.284	1.435.
綜合分數	1	2.257	97.743	0.000	0.000	0.000
	3	3.000	96.145	0.407	0.314	0.134
	6	3.202	95.421	0.397	0.333	0.647
	9	3.199	95.356	0.397	0.335	0.713
海關出口值	1	0.058	3.290	96.652	0.000	0.000
	3	0.182	3.120	96.477	0.110	0.111
	6	0.453	3.422	94.637	1.207	0.281
	9	0.461	3.422	94.571	1.221	0.305
工業生產	1	0.001	2.811	29.803	67.385	0.000
	3	0.223	2.151	22.409	75.189	0.027
	6	0.911	2.123	23.258	73.630	0.078
	9	0.939	2.122	23.284	73.556	0.097
物價指數	1	0.013	0.154	0.024	0.329	99.480
	3	0.472	0.249	0.305	0.372	98.601
	6	1.604	0.262	0.580	0.397	97.157
	9	1.632	0.269	0.590	0.404	97.104

其次，以民國 71 年 1 月至 92 年 12 月（未含金融面變數）期間(含 SR、TS、EC、IP、CP、等五個變數之模型之分解結果如表 10)之預測誤差變異分解，在景氣對策信號綜合判斷分數的變異分解方面，以股價指數及物價指數變動對其解釋能力最高，分別為 4.0% 及 3.9% 以上的解釋能力，其餘各變數的解釋能力，多不明顯。另外景氣循環變動因素間之變異分解方面，在海關出口值的變異分解方面，以景氣對策信號綜合判斷分數變動對其解釋能力最高，在 5.5% 以上，在股價指數變異分解方面，僅海關出口值變動對其解釋能力，在 1.0% 以上的解釋能力，其餘皆不明顯，在工業生產指數的變異分解方面，以海關出口值變動對其解釋能力最高，高達 43.0% 以上的解釋能力。

表 10 民國 71 年 1 月至 92 年 12 月（未含金融面變數）期間之預測誤差變異分解

因變數	變異來源					
	Period	股價指數	綜合分數	海關出口值	工業生產	物價指數
股價指數	2	99.721	0.033	0.013	0.010	0.222
	4	97.968	0.038	1.391	0.052	0.550
	6	97.912	0.043	1.417	0.054	0.573
	8	97.901	0.044	1.423	0.058	0.575
綜合分數	2	3.417	95.242	0.625	0.663	0.054
	4	4.064	90.337	0.822	0.932	3.845
	6	4.056	90.017	0.880	1.141	3.905
	8	4.056	89.926	0.896	1.216	3.905
海關出口值	2	0.071	5.546	94.229	0.153	0.001
	4	1.087	5.466	92.028	1.191	0.229
	6	1.084	5.508	91.896	1.268	0.244
	8	1.091	5.499	91.761	1.394	0.254
工業生產	2	0.027	2.577	47.464	49.903	0.029
	4	0.409	2.465	45.268	51.75	0.107
	6	0.412	2.392	43.223	53.865	0.108
	8	0.410	2.420	42.913	54.150	0.107
物價指數	2	0.613	0.149	0.645	0.601	97.988
	4	0.884	0.269	0.915	0.681	97.251
	6	0.905	0.269	0.952	0.706	97.167
	8	0.906	0.270	0.963	0.715	97.146

接下，以同時期民國 71 年 1 月至 92 年 12 月止，但增加金融面變數(含 SR、

TS、EC、IP、CP、MB 等六個變數之模型之分解結果如表 11)之預測誤差變異分解，在景氣對策信號綜合判斷分數的變異分解方面，以物價指數變動對其解釋能力最高，但只有 3.0%以上的解釋能力，其餘各變數的解釋能力，多不明顯。另外景氣循環變動因素間之變異分解方面，在貨幣供給的變異分解方面，以工業生產指數及海關出口值變動對其解釋能力最高，分別在 9.0%及 3.0%以上，在股價指數變異分解方面，以貨幣供給額變動對其解釋能力最高，在 14.0%以上的解釋能力，在海關出口值變異分解方面，以景氣對策信號綜合判斷分數變動及貨幣供給額變動對其解釋能力最高，分別在 7.5%及 11.0%以上，在工業生產指數的變異分解方面，以貨幣供給額變動及海關出口值變動對其解釋能力最高，分別在 12.0%及 28.0%以上的解釋能力。

表 11 民國 71 年 1 月至 92 年 12 月（含金融面變數）期間之預測誤差變異分解

因變數	變異來源						
	Period	貨幣供給	綜合分數	股價指數	海關出口值	工業生產	物價指數
貨幣供給	2	85.555	1.183	0.037	4.393	8.390	0.442
	4	84.068	1.562	0.116	4.430	8.975	0.849
	6	83.511	1.591	0.129	4.499	9.408	0.862
	8	83.336	1.596	0.132	4.556	9.520	0.860
綜合分數	2	1.379	97.056	0.097	0.030	1.305	0.132
	4	1.665	92.251	0.455	0.509	1.521	3.598
	6	1.770	91.763	0.461	0.519	1.824	3.662
	8	1.770	91.654	0.462	0.566	1.887	3.659
股價指數	2	7.225	2.413	89.069	1.052	0.14	0.101
	4	13.991	2.310	81.269	1.356	0.863	0.212
	6	14.046	2.369	80.996	1.437	0.899	0.251
	8	14.062	2.370	80.942	1.440	0.927	0.259
海關出口值	2	10.810	7.869	0.266	80.937	0.065	0.053
	4	11.012	7.542	1.044	79.456	0.665	0.281
	6	11.008	7.559	1.045	79.369	0.714	0.304
	8	11.001	7.549	1.047	79.278	0.811	0.313
工業生產	2	13.099	4.397	0.465	29.429	52.446	0.164
	4	13.232	4.058	0.628	28.911	52.916	0.255
	6	12.543	3.933	0.611	28.232	54.407	0.273
	8	12.354	3.937	0.612	28.341	54.486	0.269
物價指數	2	2.967	0.303	0.616	0.317	0.375	95.425
	4	3.298	0.452	0.846	0.813	0.392	94.198

	6	3.329	0.453	0.855	0.872	0.444	94.046
	8	3.337	0.453	0.855	0.894	0.449	94.011

綜上所述，經由不同期間的五個及六個變數模型的預測誤差變異分解結果彙整比較如下表 12。顯示景氣對策信號綜合判斷分數與其他變動因素變數間之解釋能力，整體而言，並非很明顯。另外景氣循環變動因素變數間之解釋能力，在民國 57 年 1 月至 92 年 12 月（未含金融面變數）期間，僅海關出口值變動對工業生產指數之解釋能力在 20.0% 以上。而民國 71 年 1 月至 92 年 12 月（未含金融面變數）期間，結果顯示，仍以海關出口值變動對工業生產指數之解釋能力在 40.0% 以上。反之，在民國 71 年 1 月至 92 年 12 月（含金融面變數）期間，結果顯示，貨幣供給額變動除對景氣對策信號綜合判斷分數之解釋能力，在 3.0% 以下外，對其餘變數之解釋能力，則非常明顯，顯現金融面變數貨幣供給額變動，在景氣循環變動因素變數間，具有相當的影響力。

表 12 台灣景氣循環相關變動因素之預測誤差變異分解結果彙總比較

變異分解期間 相關變動因素	57 年 1 月至 92 年 12 月 (未含金融變數期間)	71 年 1 月至 92 年 12 月 (未含金融變數期間)	71 年 1 月至 92 年 12 月 (含金融變數期間)
景氣對策信號綜合判斷分數對其他變數之解釋能力	除對海關出口值變動解釋能力在 3.0% 以上，對其餘變數則不明顯。	除對海關出口值變動之解釋能力在 5.5% 以上，對其餘變數則不明顯。	除對海關出口值變動及工業生產指數變動之解釋能力在 3.0% 以上，對其餘變數則不明顯。
其他變動因素對景氣對策信號綜合判斷分數之解釋能力	除股價指數變動對景氣對策信號綜合判斷分數解釋能力在 3.0% 以上，其餘變數之解釋能力則不明顯。	除股價指數及物價指數變動對景氣對策信號綜合判斷分數解釋能力在 3.9% 以上，其餘變數之解釋能力則不明顯。	除物價指數變動對景氣對策信號綜合判斷分數解釋能力在 3.0% 以上，其餘變數之解釋能力則不明顯。
景氣循環變動因素間之相互解釋能力	除海關出口值變動對工業生產指數之解釋能力在 20.0% 以上，其餘變數間，則不明顯。	除海關出口值變動對工業生產指數之解釋能力在 40.0% 以上，其餘變數間，則不明顯。	貨幣供給額、海關出口值及工業生產指數等三項變數間之相互解釋能力，多非常明顯，另外貨幣供給額對股價指數變

			動之解釋能力亦在 14.0% 以上。
--	--	--	--------------------

#### 4.5 衝擊反應函數

在衝擊反應函數的測試中，我們希望藉由衝擊反應函數圖的呈現，觀察當向量自我迴歸模型內的任何一個內生變數發生自發性干擾時，其他內生變數所可能產生的影響反應如何。因前一章節已就五個變數不同期間，做預測誤差變異分解的測試，結果並非有差異性，故實證之衝擊反應函數的測試，將做五個及六個變數模型之測試，不另外增列五個變數不同期間之測試。此外，本研究將所有模型的衝擊反應函數圖置於附錄僅供參閱，主要重點放在景氣循環之替代變數，景氣對策信號綜合判斷分數與景氣循環變動因素之各變數間發生自發性干擾時，變數間的反應狀況進行整理並藉由以下文字詳細敘述。

實證結果顯示，首先以民國 57 年 1 月至 92 年 12 月期間做分析，當景氣循環變動因素之各變數發生自發性干擾時對景氣對策信號綜合判斷分數之衝擊反應(如附圖 A)除股價指數及工業生產指數前四期呈現正向的衝擊反應，而在第六期後與其餘變數影響的程度皆呈現緩慢衰減的現象。反之，觀察景氣對策信號綜合判斷分數自發性干擾時對景氣循環變動因素之各變數之衝擊反應(如附圖 B)，發現對股價指數變動呈現正向的衝擊反應，且其影響持續程度至第七期後，才呈現緩慢衰減的現象。另外，景氣循環變動因素各變數相互間之衝擊反應(如附圖 C)，除股價指數對工業生產指數、海關出口值及物價指數等三項變數前四期呈現正向的衝擊反應，其中以對物價指數之衝擊反應影響最大，其餘各變數影響的程度皆不明顯。

其次以民國 71 年 1 月至 92 年 12 月期間做分析，當景氣循環變動因素各變數發生自發性干擾時對景氣對策信號綜合判斷分數之衝擊反應(如附圖 D)，整體而言各變數對對景氣對策信號綜合判斷分數之衝擊呈現正向的衝擊反應，惟影響的程度並非明顯，且在第四期之後呈現緩慢衰減的現象。此外，觀察景



景氣對策信號綜合判斷分數自發性干擾時對景氣循環變動因素各變數之衝擊反應(如附圖 E)，發現對景氣循環變動因素之各變數，並未呈現明顯的正向或負向的衝擊反應，且影響程度第二期之後，呈現快速衰減的現象。接著觀察景氣循環變動因素各變數發生自發性干擾時對貨幣供給額之衝擊反應(如附圖 F)，發現工業生產指數及海關出口值對貨幣供給額之影響，前三期呈現明顯的正向的衝擊反應。反之，觀察貨幣供給額自發性干擾時對景氣循環變動因素各變數之衝擊反應(如附圖 G)，發現貨幣供給額對股價指數變動呈現明顯的正向衝擊反應，且衝擊反應持續到第五期後，其影響的程度才呈現緩慢衰減的現象。

綜上所述，實證結果顯示，景氣對策信號綜合判斷分數自發性干擾時對景氣循環變動因素各變數之衝擊反應，除對股價指數變動呈現正向的衝擊反應外，對其餘各變數則不明顯。反之，景氣循環變動因素各變數對景氣對策信號綜合判斷分數之衝擊反應，則呈現正向衝擊反應。另外，景氣循環變動因素間之相互衝擊反應，整體而言，以股價指數、工業生產指數、海關出口值及貨幣供給額等四項變數，呈現較明顯的相互衝擊反應，其餘變數之間，則不明顯。

表 13 景氣循環變動因素各變數相互間之衝擊反應結果比較表

衝擊反應函數期間	民國 57 年 1 月至 92 年 12 月 (未含金融變數期間)	民國 71 年 1 月至 92 年 12 月 (含金融變數期間)
景氣對策信號綜合判斷分數對其他變數之衝擊反應	以對股價指數變動呈現正向的衝擊反應，且其影響持續程度達七期，對其餘變數則無明顯的衝擊反應現象。	對景氣循環變動因素之各變數，並未呈現明顯的正向或負向的衝擊反應現象。
其他變動因素對景氣對策信號綜合判斷分數之衝擊反應	除股價指數及工業生產指數前四期呈現正向的衝擊反應，其餘變數對景氣對策信號綜合判斷分數之衝擊反應，並不明顯。	整體而言各變數對對景氣對策信號綜合判斷分數之衝擊呈現正向的衝擊反應，惟影響的程度並非很大。
景氣循環變動因素間之相互衝擊反應	除股價指數對工業生產指數、海關出口值及物價指數等三項變數，前四期呈現正向的衝擊反應，其餘各變數間的衝擊反應並	以工業生產指數及海關出口值對貨幣供給額之影響，在前三期呈現明顯的正向的衝擊反應。另外，貨幣供給額對股價指數變動

	不明顯。	則呈現明顯的正向衝擊反應，其餘各變數之間，則不明顯。
--	------	----------------------------

## 5 結論

本研究係利用民國 57 年 1 月至 92 年 12 月的台灣景氣循環變動因素，各變數的月收盤資料之關係做實證研究。並分兩個主要期間，一個為，民國 57 年 1 月至 92 年 12 月（未含金融面變數）之景氣循環期間，此期間，除以景氣對策信號綜合判斷分數為景氣循環波動之替代變數外，另以股價指數、工業生產指數、海關出口值及物價指數等四項變數為景氣循環變動因素；另一個為，民國 71 年 1 月至 92 年 12 月（含金融面變數）之景氣循環期間期，此期間，除以景氣對策信號綜合判斷分數為景氣循環波動之替代變數外，另以股價指數、工業生產指數、海關出口值、物價指數及貨幣供給額等五項變數為景氣循環變動因素。本研究分成上述兩個實證期間，主要為進一步瞭解，金融面變數對景氣循環變動影響情況之重要性，以便做更深入的探討分析。

實證結果顯示，無論從因果相關檢定、向量自我迴歸模型之預測誤差變異分解及衝擊反應函數，可以發現景氣對策信號綜合判斷分數對海關出口值影響具有顯著性，反之，股價指數及物價指數對景氣對策信號綜合判斷分數影響較明顯，另外加入金融面變數貨幣供給額加以比較結果，整體而言，貨幣供給額之重要性非常明顯，不僅對股價指數之解釋能力高，且與工業生產指數及海關出口值相互間解釋能力亦非常顯著，由此得知，在景氣循環變動過程中，金融面與生產製造面間習習相關，而兩者間之細微互動關係，值得更進一步研究探討。

經由後續 Granger 因果相關檢定以及向量自我迴歸分析中，預測誤差變異分解及衝擊反應函數的呈現，大致上本研究得到下列三點結論：

- (1) 工業生產指數及海關出口值受景氣對策信號綜合判斷分數之影響較明顯，其餘景氣循環變動因素變數則不顯著。

(2) 景氣循環變動因素各變數中，以股價指數及物價指數對景氣對策信號綜合判斷分數之影響較明顯，其餘變數則不顯著。

(3) 景氣循環變動因素各變數間，以貨幣供給額、工業生產指數及海關出口值相互間解釋能力最顯著，其餘變數則不明顯。

綜合本實證研究結果發現，台灣景氣循環之變動受總體性反應之變數，股價指數及物價指數對其影響較明顯，另外，貨幣供給額對景氣對策信號綜合判斷分數未有直接顯著影響，却對股價指數有顯著的影響及解釋能力。進一步探討分析，台灣景氣循環處於不同期間之變動情況，實證結果發現，於民國 71 年 1 月至 92 年 12 月期間，物價指數對景氣對策信號綜合判斷分數之影響性，顯然高於民國 57 年 1 月至 92 年 12 月期間。再就分析模型中，有無列入貨幣供給額變數，做一探討，可以發現，無論在因果關係或是預測誤差變異分解，貨幣供給額變數，其重要性，顯然有取代股價指數的現象。由此得知，掌握台灣景氣循環之變動，可從貨幣供給額及物價指數兩項變數之控制，最能有效達到其影響效果。

附錄一

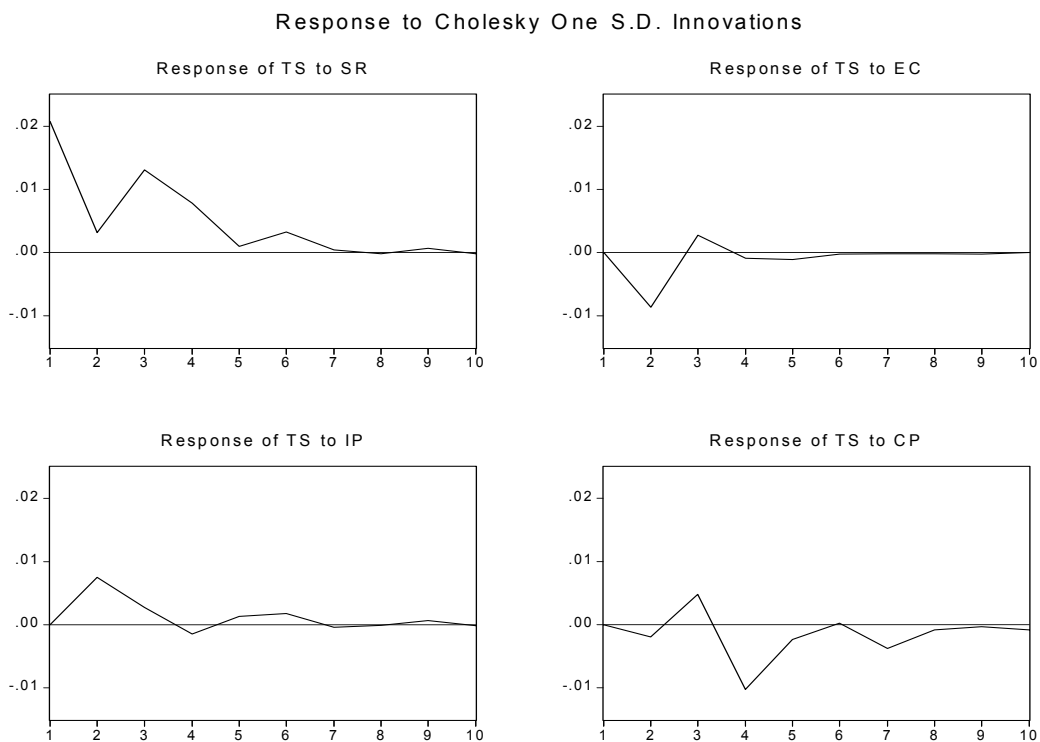


圖 A 景氣循環變動因素自發性干擾變動對景氣對策信號綜合判斷分數之衝擊反應  
(民國 57 年 1 月至 92 年 12 月止未含金融面變數期間)

附錄二

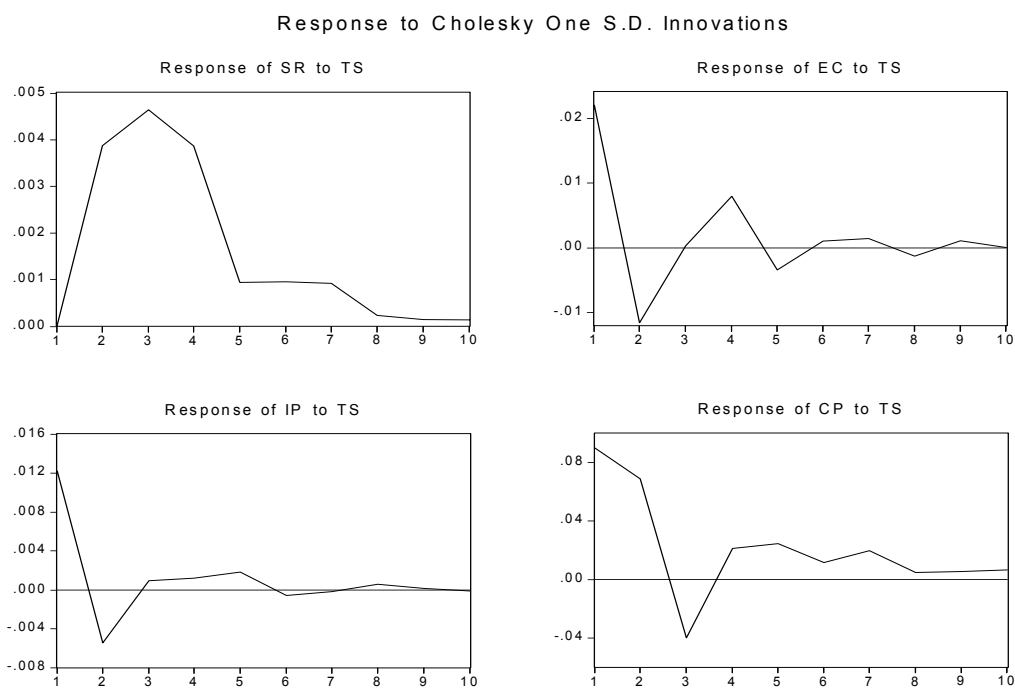


圖 B 景氣對策信號綜合判斷分數自發性干擾變動對景氣循環變動因素之衝擊反應  
(民國 57 年 1 月至 92 年 12 月止未含金融面變數期間)

附錄三

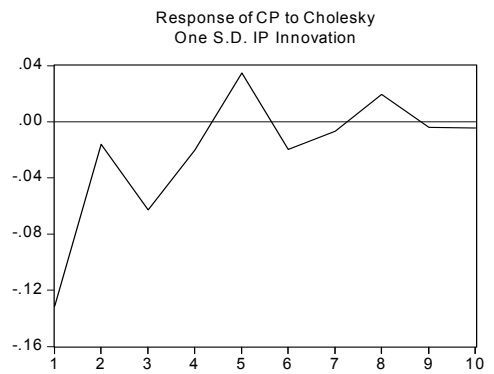
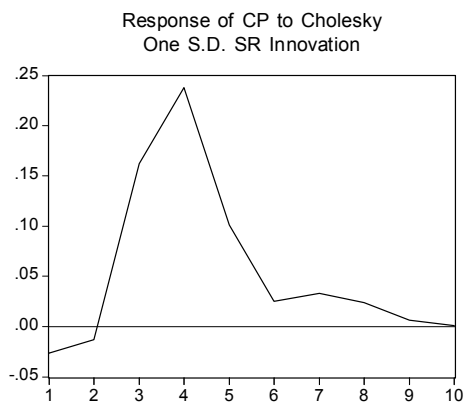
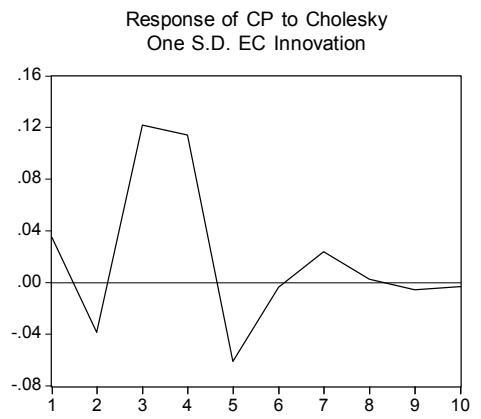
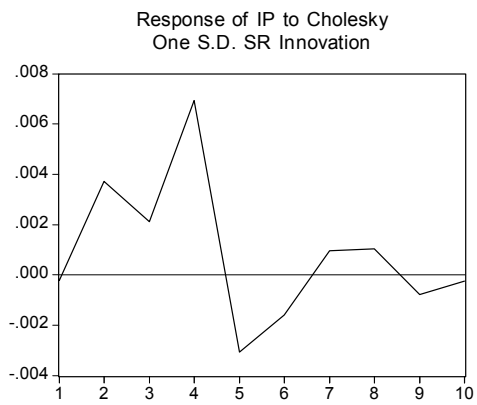
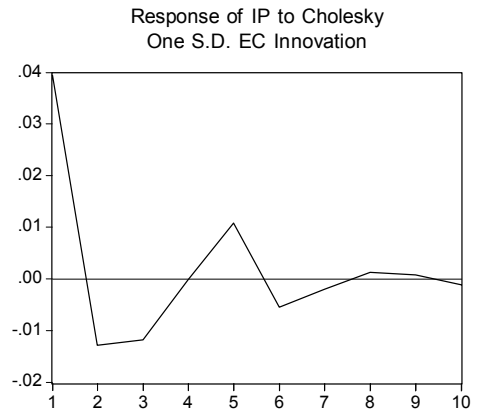
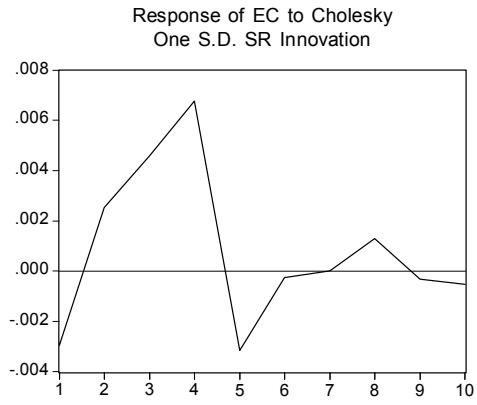


圖 C 景氣循環變動因素各變數相互間自發性干變動與產生之衝擊反應  
(民國 57 年 1 月至 92 年 12 月止未含金融面變數期間)

附錄四

Response to Cholesky One S.D. Innovations

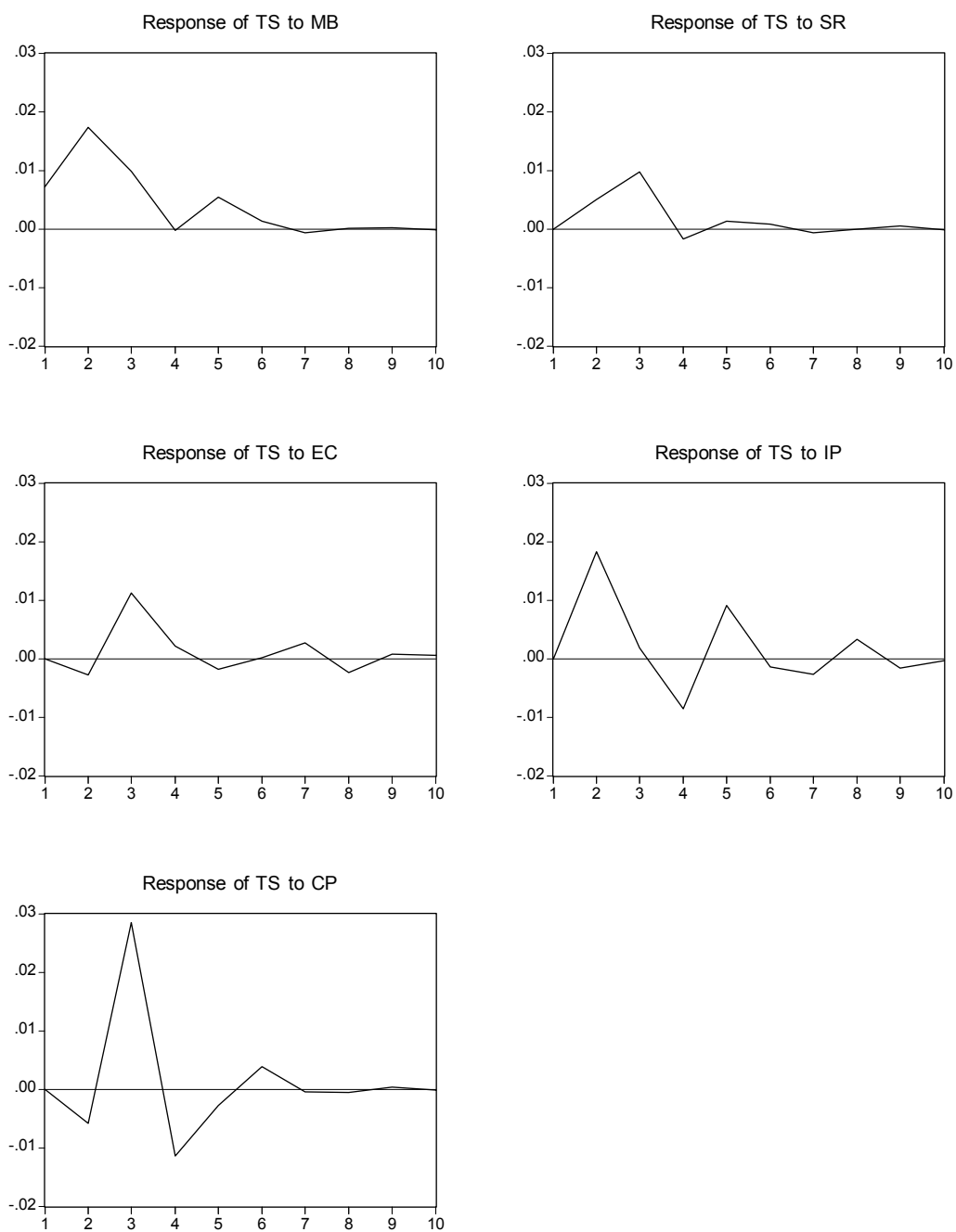


圖 D 景氣循環變動因素自發性干擾變動對景氣對策信號綜合判斷分數之衝擊反應  
(民國 71 年 1 月至 92 年 12 月止含金融面變數期間)



附錄五

Response to Cholesky One S.D. Innovations

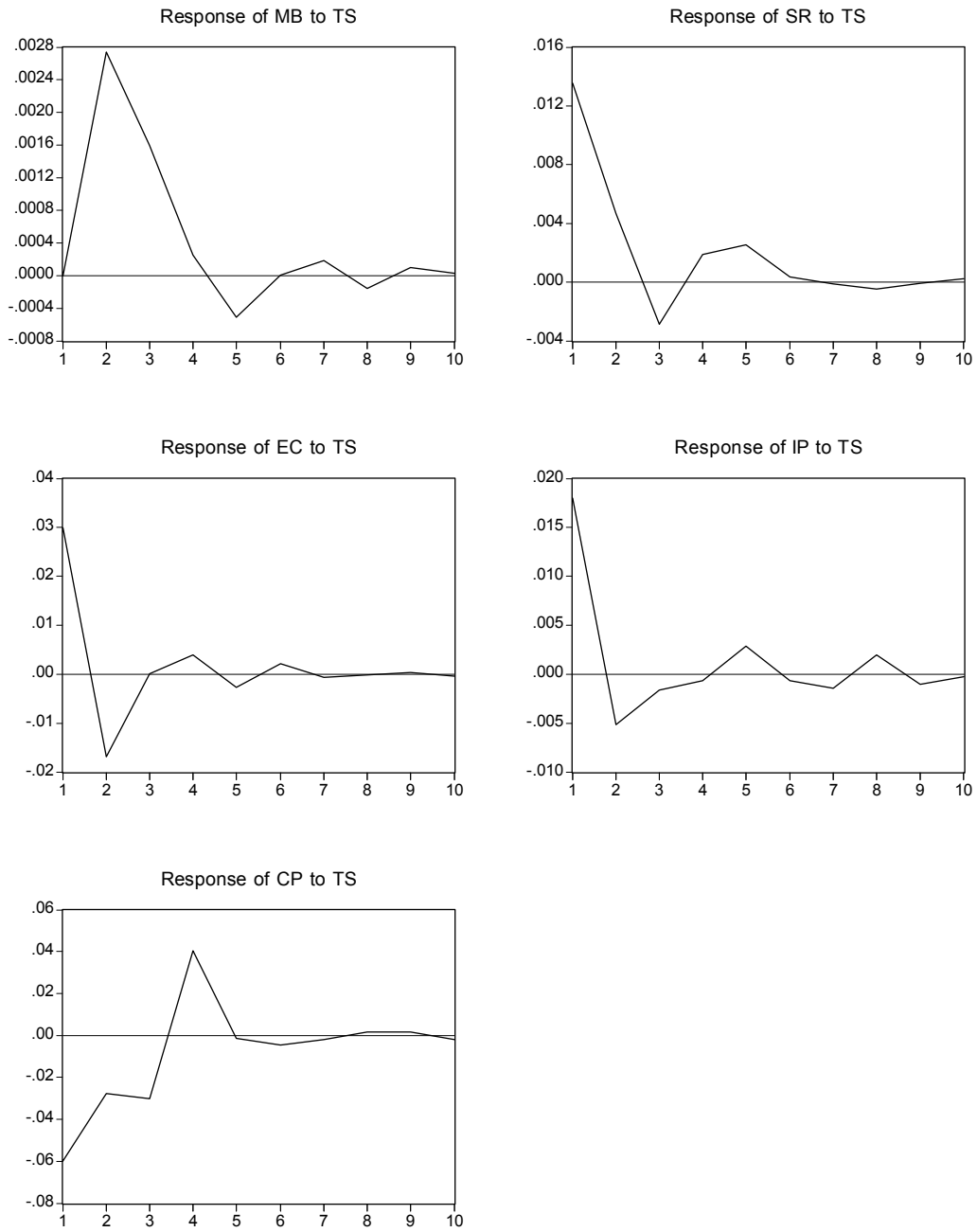


圖 E 景氣對策信號綜合判斷分數自發性干擾變動對景氣循環變動因素之衝擊反應  
(民國 71 年 1 月至 92 年 12 月止含金融面變數期間)

## 附錄六

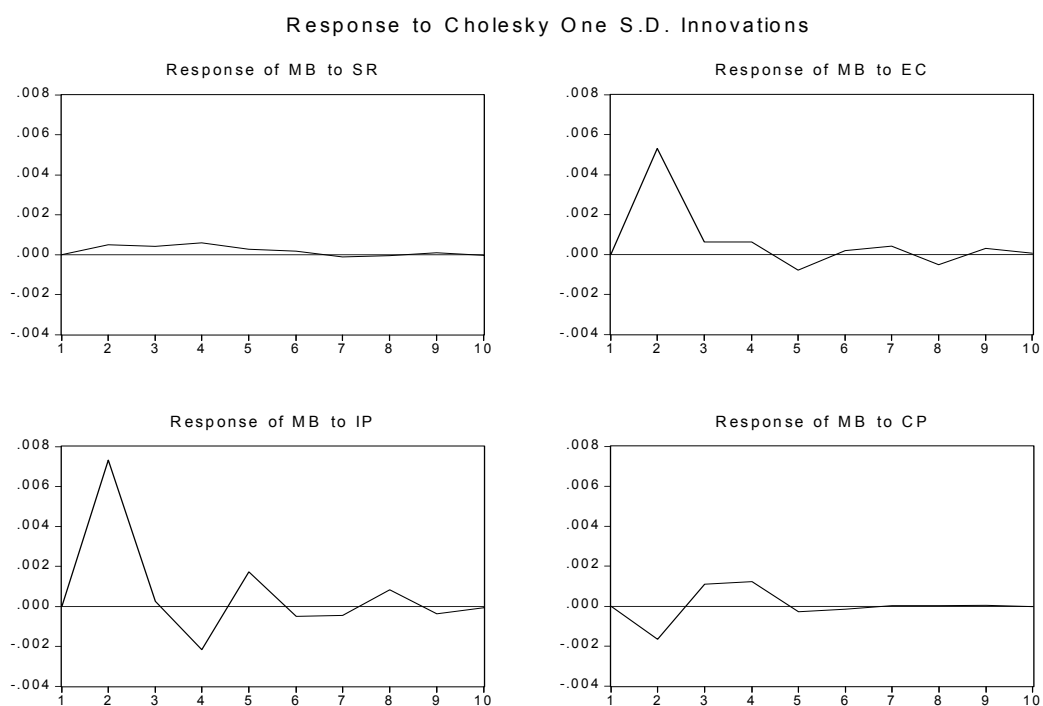


圖 F 景氣循環變動因素自發性干擾變動對貨幣供給額之衝擊反應  
(民國 71 年 1 月至 92 年 12 月止含金融面變數期間)

## 附錄七

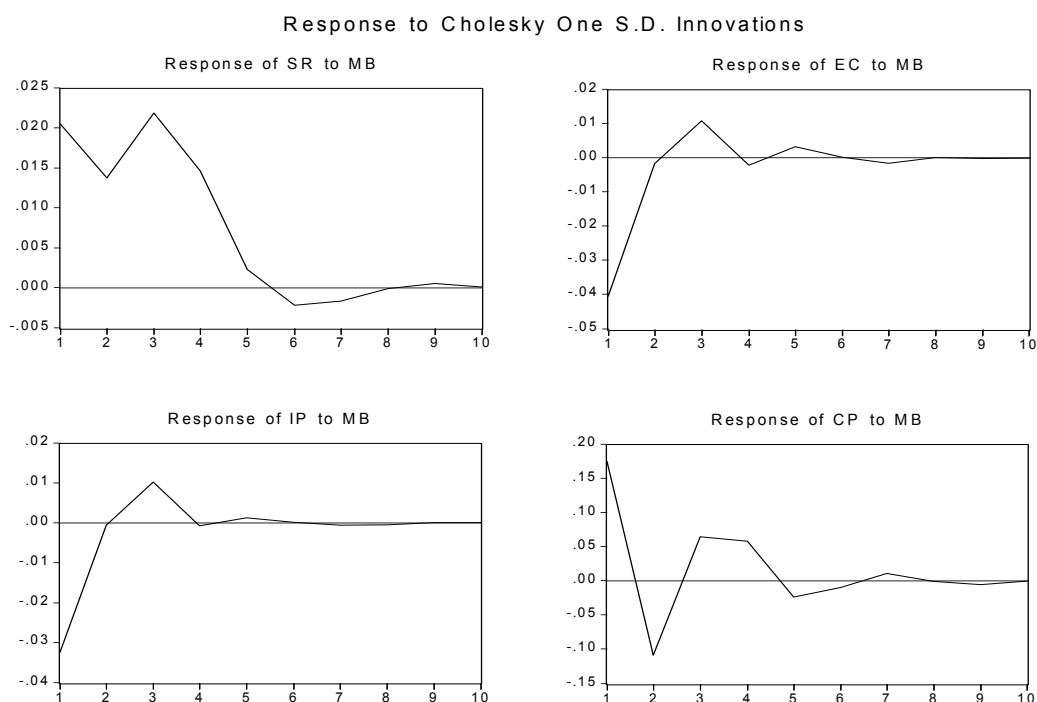


圖 G 貨幣供給額自發性干擾變動對景氣循環變動因素之衝擊反應  
(民國 71 年 1 月至 92 年 12 月止含金融面變數期間)

參考文獻

中文部分

蔡兆龍 (2002), 如何準確地認定台灣景氣循環轉折點, 馬可夫轉換模型的應用, 東海大學經濟學系碩士論文。

林大超 (2003), 台灣與美國兩地景氣循環指標關聯性之研究, 國立成功大學管理學院碩士論文。

魏宏泰 (2003), 台灣股價與總體經濟變數關係之實證研究, 朝陽科技大學財務金融系碩士論文。

彭惠琴 (2003), 通貨膨脹、就業及貨幣政策與景氣循環之關聯性, 中原大學國際貿易學系碩士論文。

蘇永裕 (2003), 追漲殺跌策略報酬與景氣循環之間互動關係之研究, 國立雲林科技大學財務金融系碩士論文。

英文部分

Hamilton, J. D. (1989), A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle, *Econometrica*, 57, 357-384.

Mookerjee R. and Q. Yu (1997), Macroeconomic Variables and Stock Prices in a Small Open Economy: The Case of Causality, Pacific-Basin Finance Journal, Vol.5, No.3, July, 377-388

Chen, S.-W. (2001b), A note on Taiwan's business chronologies in terms of the Markov-switching factor model, Taiwan Economic Review, 29, 153-176.

Chen, S.-W. and J.-L. Lin (2000a), Modelling business cycles in Taiwan with time-varying Markov switching models, Academia Economic Papers, 28, 17-42

Chen, S.-W. and J.-L. Lin (2000b), Identifying turning points and business cycles in Taiwan: A multivariate dynamic Markov-switching factor model approach, Academia Economic Papers, 28, 289-321.